

# 政府补贴、政治关联与中小创新型企业绩效

——来自创业板上市公司的经验证据

谢攀<sup>1</sup> 陈志红<sup>2</sup> 张军谋<sup>3</sup>

(1.陕西师范大学国际商学院 陕西 西安 710119; 2.厦门大学 福建 厦门 361005; 3.兰州文理学院 甘肃 兰州 730010)

【内容摘要】本文以中国484家中小创新型上市公司为样本的研究发现:政治关联度对政府补贴经济绩效的调节效应存在明显异质性,政府补贴对企业绩效的负向影响在高政治关联度的企业中被强化,在中、低政治关联度的企业中被弱化。政治关联对企业绩效的影响随股权集中度变化而呈现出门限特征,当第一大股东持股比例超过29.23%之后,政治关联的治理效应得以释放,有利于稳定发展预期,改善资产收益率。输血式的扶持倾向弱化了补贴的溢出效应,降低了资金配置效率,受补贴扶持行业的企业绩效在退市制度改革后未明显改观。

【关键词】政治关联 政府补贴 资产收益率 门限效应 双重差分模型

中图分类号:F424.7

文献标识码:A

文章编号:1007-9106(2019)11-0044-13

DOI:10.16745/j.cnki.cn62-1110/c.2019.11.010

## 一、引言

近年来,国际贸易保护主义抬头,对中国政府补贴企业行为的质疑常常被发达经济体作为拒绝承认中国“市场经济地位”,甚至挑起贸易战的理由。由此,针对中国企业发起的反补贴案件此起彼伏,而且呈现上升的趋势。根据商务部的统计,1995年—2014年间,WTO成员共发起反补贴调查380起,其中,多达90起都是针对中国企业,在所有被调查成员国中,位列第一。贸易摩擦多由政府补贴的争议引起,对补贴的动机、影响因素、实施效果的探讨受到学者关注<sup>[1][2]</sup>。

政府补贴因直接记入递延收益并逐步转化为营业外收入<sup>①</sup>,而得到一些公司的青睐。以创业板为例,作为支持自主创新的重要平台,承载着培育新兴产业和实施创新驱动发展战略的使命,备受

政策优待,屡获政府补贴。根据Wind资讯数据统计,2014年,创业板上市公司接受的各类补贴、补助总额高达45.02亿元,较2009年增长了4.5倍。当前,经济下行压力不减,财政收入增速下滑,对上市公司的补贴却屡创新高,与此同时,“企业家上岸”、“官员下海”现象在一些地区、行业中悄然流行。政府补贴是否改善了中小创新型企业绩效?政治关联对补贴绩效的影响究竟如何?目前,罕有文献对这些疑问做出清晰回答。在全球价值链、产业链频频遭受贸易冲击的背景下,全面审视政府补贴、企业高管政治关联与创新型企业绩效之间的关系,对提升财政资金的使用效率具有重要的实践价值,对营造亲清新型政商关系也具有深远的理论意义。

以往研究表明,在政府仍掌握大量公共资源

\* 本文为国家社会科学基金青年项目“供需均衡视角下的中国潜在经济增长率测算及增长要素分析”(批准号:16CJL011)的阶段性成果。

\* 作者简介:谢攀(1983—),男,陕西师范大学国际商学院副教授,厦门大学宏观经济研究中心兼职研究员,研究方向为宏观经济理论与政策分析;陈志红(1991—),女,厦门大学宏观经济研究中心硕士研究生;张军谋(1976—),男,陕西师范大学国际商学院博士研究生,兰州文理学院旅游学院副教授,研究方向为国民经济学、民族经济学。

的前提下,与政府建立起政治关联的企业,可能赢得“扶持之手”的眷顾,比如:产权保护、行业进入权、融资便利、税收优惠和廉价资源<sup>[3-7]</sup>,但也可能助长过度投资的倾向<sup>[8]</sup>,盲目开启非相关行业的多元化<sup>[9]</sup>;或者过于依赖短期的负向盈余操纵,忽视了长期研发创新能力的培养<sup>[10-11]</sup>。尤其对民营企业而言,寻求政治关联还将加重税收负担<sup>[12]</sup>,甚至加剧要素价格负向扭曲,遏制创造性生产活动<sup>[13-15]</sup>。一些跨国研究肯定了政府补贴对就业率、生产率的促进作用<sup>[16]</sup>,不过,另一些研究却指出存在政治关联的企业中,政府补贴与企业绩效、社会绩效负相关<sup>[17]</sup>。因为官员董事能为企业争取更多的政府补贴、政府保护,但也会把资源更多配置在非生产性支出上,导致上市公司更低的会计收益<sup>[18]</sup>。

针对以上分歧,本文的边际贡献在于:一是首次将分级量化后的政治关联度纳入政府补贴对企业绩效影响机制的分析,并通过引入交互项,深化了对政治关联调节效应异质性的认识;二是识别了股权集中度对企业绩效提升的门限水平,从公司治理的视角为理解政治关联与企业绩效的关系提供了新的经验证据,丰富了于蔚等(2012)基于信息效应和资源效应对政治关联缓解民营企业融资约束机理的考察<sup>[19]</sup>;三是采用双重差分法,测算了《关于改革完善并严格实施上市公司退市制度的若干意见》(以下简称《退市意见》)对受补贴扶持行业的净效应,为评估补贴政策效果,深化退市制度改革提供了新的依据和参考。

二、研究假设

以往研究表明,企业获得补贴的规模由创新能力和盈余管理的需求决定<sup>[20]</sup>,但是,企业高管拥有一定级别政治身份便于利用社会关系,谋取更多的政府控制性资源<sup>[21]</sup>。与国有企业不同,民营企业与政府之间缺乏天然的政治渊源。于是,不少民营企业高管有意愿被选举为人大代表或担任政协

委员,试图向市场传递出企业经营稳健、前景良好的信号。根据 Wind 资讯数据,创业板上市公司中高管拥有一定政治关联关系的达到 221 家,接近一半。而且,拥有政治关联的上市公司接受补贴的规模显著大于缺少政治关联的上市公司(表 1)。这说明以高管政治身份(职位、职级)为标志的政治关联确有助于企业多获取补贴。

高额政府补贴发挥的效果如何?与以往研究关注的生产率相比,本文聚焦补贴的经济绩效。原因在于,经济绩效全面反映了企业对内外部资源的有效整合,进而将规模经济、先进技术、渠道售后等比较优势转化为现实的盈利能力。近年来,受国际市场需求疲软和国内制造业产能过剩的影响,企业利润增速走低,个别公司为粉饰业绩,变着法地谋求补贴,操纵盈余,避免陷入退市。鉴于补贴前后的逆向选择与道德风险,有理由推测,政治关联较弱时,预期补贴力度不大,高管寻租的激励较低,企业为此付出的成本较少,对生产经营的影响较小;政治关联增强后,寻租激励上升,企业承担社会性目标相应增多(包括:雇佣更多员工、支付更多薪酬福利等),非生产性支出也随之明显增加(如表 1 所示, $p<0.01$ )。如果由补贴撬动的研发、创新活动不能及时跟进,接受补贴越多,越有可能抑制生产、经营活力,降低资金配置效率。基于此,提出本文的第一个假设。

假设 1:政府补贴不利于提升中小创新型企业绩效,而且政治关联对补贴绩效的调节效应存在差异。

以往对创业板公司的研究,主要聚焦在审核制度、发行规则、超额募集等方面,少有文献关注到股权结构的特征及其影响<sup>[22]</sup>。主板公司运营的一些经历表明股权过于集中,容易引发小股东利益被忽视甚至侵占,降低企业价值。但是,毋庸讳言,具有政治资源的股东保持一定的持股比例有助于

表 1 政府补贴、非生产性支出与股东结构的比较

| 变量名称      | (1)总体样本  |         | (2)政治关联上市公司 |         | (3)非政治关联上市公司 |          | 均值 t 检验<br>(2)-(3) |
|-----------|----------|---------|-------------|---------|--------------|----------|--------------------|
|           | 均值       | 标准差     | 均值          | 标准差     | 均值           | 标准差      |                    |
| 政府补贴规模    | 474.8673 | 1100000 | 518.4652    | 8379037 | 451.8993     | 10800000 | 1.9673***          |
| 人均非生产性支出  | 5.1638   | 5.8101  | 5.4338      | 5.8374  | 5.0215       | 5.7917   | 2.1003***          |
| 第一大股东持股比例 | 16.8100  | 0.2009  | 17.8600     | 0.2053  | 16.2500      | 0.1983   | 2.3924***          |

注:政府补贴规模、第一大股东持股比例的单位分别为“万元”、“%”。  
资料来源:作者根据 Wind 资讯数据库整理。

稳定长期发展方向,强化对管理层的监督,减少短期行为,避免“内部人控制”或“野蛮人”入侵,甚至降低未来股价崩盘的风险<sup>[23]</sup>。目前,创业板公司股东持股方式比较单一,制衡机制有待加强,不过,基于亲属(家族)关系的实际控制人中自然人不少,避免了所有者缺位,尤其是控制权与剩余索取权不匹配的矛盾<sup>[24]</sup>。据此,本文推测在中小企业创新发展的成长阶段股权适度集中有利于降低委托代理成本,提高公司治理效率,进而促进企业经济绩效的提升。据此,提出第二个假设。

假设2:政治关联对中小创新型企业绩效的影响存在门限特征,股权适度集中有助于释放政治关联的治理效应,改善企业绩效。

研究表明地方保护下的显性或隐性壁垒阻碍了资本流动,引起产业间信贷资金配置的扭曲<sup>[25]</sup>。资本市场上,补贴资金的运用是否也存在相似的情形?目前,创业板汇聚了一大批机械设备、信息技术、医疗生物、社会服务业上市公司。其中,机械设备行业比重最大,涉及159家,占三分之一;其次是信息技术行业,有76家,占六分之一;医药、化学原料和化学制品制造业分别有35家和32家,各占7%左右。不过,仔细观察,政府补贴的行业分布与企业经济绩效变化似乎出现了背离。“文化体育娱乐”、“农林牧渔”、“租赁和商务服务”、“交通运输仓储邮政”等行业接受补贴的规模显著高于平均水平,但其资产收益率不仅没有回升,反而明显下滑。这昭示着除了国有偏好、规模偏好和出口偏好之外<sup>[26-28]</sup>,政府补贴对象的选择还可能存在行业偏好。一些上市公司依赖“输血”式补贴而忽视“造血”机制培育,损害了市场公平,也对自身无益。据此,提出第三个假设。

假设3:输血式的扶持倾向弱化了政府补贴的溢出效应,降低了资金配置效率,阻碍了企业绩效的提升。

### 三、研究设计

#### (一)样本选取与数据来源

本文选取创业板上市公司为样本,考虑到2007年新《企业会计准则》正式实施,2008年“救市政策”频频发力,为保证指标内涵的前后一致性,将2009年—2016年作为样本起止时间。企业财务数据、获取的政府补贴均来源于Wind资讯数据库,并根据年报信息查遗补缺。企业高管(包括

董事长、副董事长、总经理、副总经理等董事会核心成员,不考虑独立董事<sup>②</sup>和监事)的身份信息来源于CSMAR数据库的公司治理板块。为保证数据的准确性,对于CSMAR提供不全的资料,还采取检索Wind数据库与浏览公司主页等方式,进行交叉比对。行业分类参照中国证监会的划分标准,包括农林牧渔、制造业、信息技术等13个行业。剔除数据不全的样本和极端异常值后,最后获得样本数量共3872个。

#### (二)变量定义与度量

##### 1.政府补贴

除了补贴,上市公司往往还享受着上市补助、补偿款等优惠。根据会计准则的定义,鉴于数据可获得性,本文将政府补贴限定为财政拨款、财政贴息和税收减免、返还之和,记为Subsidy。

##### 2.企业绩效

一些文献常采用托宾Q值来衡量企业的市场价值,但中国股票市场的有效程度不高,使得公司资产的重置价值难以估算,而且A股的高波动率和高换手率也导致托宾Q值和市场回报等指标之间存在偏差。因此,为全面、综合地反映企业资金运用能力和收益水平,本文将总资产收益率、净资产收益率设定为代理企业经济绩效的指标,分别记为Roa和Roe。

##### 3.政治关联

现有研究常常采用单一虚拟变量来表征公司是否具有政治关联,比如:余明桂等(2010)<sup>[17]</sup>和田利辉、张伟(2013)<sup>[13]</sup>等。如此处理,虽然形式简洁,但不便反映不同企业关联程度的差异。实际上,政治身份代表了企业家的政治声誉,特别是对公共资源的影响力,不同层次政治背景带来的社会资本和人脉关系显然不同。仅从是否具有政治关联上挖掘的信息十分有限,故本文借鉴陈维等(2015)编制的中国上市公司政治影响力指数<sup>[29]</sup>,依据表2中不同行政级别对应的标准,对创业板上市公司高管的政治背景进行量化,加总后记为Score。

##### 4.其他变量

为了控制其他因素对政府补贴和企业绩效的影响,本文加入了资产负债率、纳税贡献度、资本密集度、雇员规模等作为控制变量。资产负债率反映了企业利用债权人资金开展经营的能力,经营



表2 企业高管政治关联程度赋分表

| 行政级别 | 分值 | 代表职务                             |
|------|----|----------------------------------|
| 省部级  | 5  | 全国人大代表、全国政协委员、副省长及以上、副部长及以上      |
| 地厅级  | 4  | 省级人大代表、省级政协委员、地市级官员、中央部门司(局)级    |
| 县处级  | 3  | 市级人大代表、市级政协委员、县(团)级、省(市)政府部门处级干部 |
| 科局级  | 2  | 县级人大代表、县级政协委员、科局级官员、市级政府部门干部     |
| 科级以下 | 1  | 县及以下政府部门干部                       |
| 无    | 0  | 无从政经历                            |

注:考虑到同一高管可能身兼多职,此处按其拥有的最高级职务对应的分值计分,并对全部高管得分按照进行加总,以此衡量该企业该年度政治关联程度。

过于依赖负债将影响盈利水平。纳税贡献度衡量了企业承担的社会责任,直观上,越是纳税大户,越容易受到地方政府的关注。考虑雇员规模,主要是因为雇员规模越大,解决就业问题的能力越强,当“保就业”压力增大时,越有可能被地方政府选为补贴对象。此外,控制年份主要是为了在双向固定效应(Two-way Fixed Effects)模型中,避免遗漏不随公司个体改变但随时间而变化的其他因素,尽可能地减少宏观经济波动对实证结果的干扰。控制行业因素是因为与主板相比,创业板上市公司行业分布更为集中,93.88%是高新技术企业,83.93%拥有核心专利技术,创新特征比较突出。具

体各变量的定义和剔除极端异常值和缺失值后的描述性统计如表3、表4所示。

(三)模型选取及相关说明

### 1.双向固定效应模型

针对假设1,鉴于政治关联度(Score)为离散型变量,取值有限且个体间得分相同的情形较多。于是,不考虑截

距项,本文引入高政治关联度(hscore)、中政治关联度(mscore)和低政治关联度(lscore)等三个虚拟

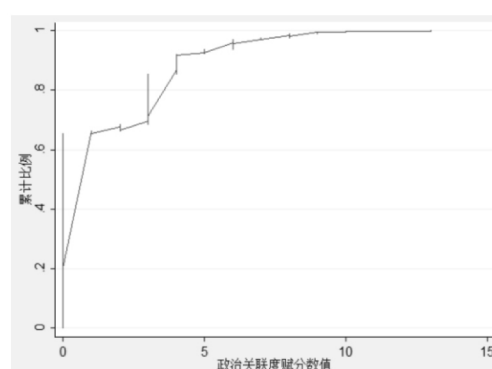


图1 政治关联度赋分值累计分布比例

资料来源:作者利用Stata软件绘制。

表3 主要变量及说明

| 变量名称          | 变量含义     | 单位    | 度量及说明                        |
|---------------|----------|-------|------------------------------|
| subsidy       | 政府补贴规模   | 元     | 财政拨付、财政贴息、税收返还、无偿划拨非货币性资产等加总 |
| loacalsubsidy | 地方补贴规模   | 元     | 剔除税收返还、减免之后的财政拨付、财政贴息等之和     |
| staff         | 雇员规模     | 人/百万元 | 企业雇佣人数/百万元营业收入               |
| score         | 政治关联程度   | -     | 除独立董事之外,企业各位高管政治关联度赋分累计之和    |
| nperiod       | 完善退市制度   | -     | 虚拟变量,《退市意见》实施后记为1,实施前记为0     |
| roa           | 总资产收益率   | %     | 净利润/总资产                      |
| roe           | 净资产收益率   | %     | 净利润/净资产                      |
| ros           | 销售净利率    | %     | 净利润/营业收入                     |
| own1          | 股权集中度    | %     | 第一大股东持股比例                    |
| gdpdum        | 地区财政盈余程度 | -     | 虚拟变量,高于全国平均水平记为1,低于记为0       |
| tax           | 纳税贡献度    | %     | 纳税总额/总资产                     |
| capi          | 资本密集度    | %     | 固定资产/总资产                     |
| lev           | 资产负债率    | %     | 总负债/总资产                      |
| turn          | 资产周转率    | %     | 营业收入/总资产                     |
| wage          | 工资总额     | 元     | 支付给员工的货币性工资及福利               |
| sale          | 营业收入     | 万元    | 日常经营过程中所形成经济利益的总流入           |
| cash          | 现金回收率    | %     | 经营活动产生的净现金流/总资产              |

资料来源:作者整理。

表4 主要变量的描述性统计

| 变量名称         | 样本数  | 均值         | 标准差        | 最小值      | 最大值        |
|--------------|------|------------|------------|----------|------------|
| subsidy      | 3872 | 4748673    | 1.00e+07   | 0        | 2.58e+08   |
| localsubsidy | 3872 | 4632334    | 9960097    | 0        | 2.58e+08   |
| staff        | 3872 | 888.5870   | 2567.712   | 20.9052  | 82454.3200 |
| score        | 3872 | 1.3616     | 2.161032   | 0        | 13         |
| roa          | 3872 | 0.1299     | 0.1187     | -0.3557  | 1.3025     |
| roe          | 3872 | 0.1826     | 0.1767     | -1.4223  | 1.4884     |
| ros          | 3872 | 0.1512     | 0.1255     | -0.9724  | 0.9081     |
| own1         | 3872 | 0.1681     | 0.2009     | NA       | 0.9021     |
| gdpdum       | 3872 | 0.7691     | 0.4215     | 0        | 1          |
| tax          | 3872 | 0.0243     | 0.0206     | 0.0151   | 0.1809     |
| capi         | 3872 | 0.1659     | 0.1264     | 0.0112   | 0.6849     |
| lev          | 3872 | 0.2756     | 0.2058     | 0.1317   | .9188      |
| turn         | 3872 | 0.6853     | 0.4074     | 0.0550   | 4.7788     |
| wage         | 3872 | 6.00e+07   | 1.45+08    | 517916.8 | 4.27e+09   |
| sale         | 3872 | 51400.0000 | 14600.0000 | 446.4064 | 3800.0000  |
| cash         | 3872 | 11.6464    | 19.8145    | -198.24  | 386.09     |

注:根据 Wind 资讯数据库、CSMAR 数据库汇总整理。

变量及其与政府补贴(subsidy)的交乘项,来捕捉政治关联紧密程度的差异及其影响。

观察政治关联度的累计分布(图1),发现赋分值为1和4时可能是两个重要的分界点,于是设定: $hscore_{it}=1(score_{it}>4)$ , $hscore_{it}=1$ (其他); $mscore_{it}=1(1<score_{it}\leq 4)$ , $mscore_{it}=0$ (其他); $Lscore_{it}=1(0\leq score_{it}\leq 1)$ , $Lscore_{it}=0$ (其他)。ctrl<sub>it</sub>为其他控制变量, $\varepsilon_{it}$ 为随机干扰项。具体模型如下:

$$roa_{it}=\alpha_{11}subsidy_{it}+\alpha_{12}hscore_{it}+\alpha_{13}mscore_{it}+\alpha_{14}lscore_{it}+\alpha_{15}ctrl_{it}+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$roa_{it}=\alpha_{20}+\alpha_{21}subsidy_{it}+\alpha_{22}hscore_{it}+\alpha_{23}subsidy_{it}\times hscore_{it}+\alpha_{24}ctrl_{it}+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$roa_{it}=\alpha_{30}+\alpha_{31}subsidy_{it}+\alpha_{32}mscore_{it}+\alpha_{33}subsidy_{it}\times mscore_{it}+\alpha_{34}ctrl_{it}+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$roa_{it}=\alpha_{40}+\alpha_{41}subsidy_{it}+\alpha_{42}lscore_{it}+\alpha_{43}subsidy_{it}\times lscore_{it}+\alpha_{44}ctrl_{it}+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

相较于随机效应模型,Hausman 检验拒绝了个体效应与解释变量不存在相关的原假设(表5),故采用固定效应模型更为有效。考虑到众多上市公司之间可能既存在个体效应,还存在不随个体而改变但随时间而变的遗漏变量问题。比如:创业板开市以来,准入门槛、再融资审核等市场基础制度日趋完善,信息披露的规范性、有效性增强,这

些措施对监督各类型公司合规经营具有普遍性,所以,本文构建双向固定效应模型,以兼顾时间固定效应的影响,具体如下:

$$roa_{it}=\beta_0+\beta_1subsidy_{i(t-n)}+\beta_2ctrl_{it}+\beta_4\sum_{t=2009}^{2016}Year_{it}+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)右侧第二项中,当n=1,2时,表示滞后1期、2期的政府补贴对当前企业绩效的影响。

## 2.门限效应模型

股权结构反映了公司控制权的分布,对投融资决策、股利分配、股权激励等都有重要影响。经验观察预示,股权集中度可能存在门限特征,当第一大股东的持股比例跃过一定的门槛值后,政治关联引致的“治理效应”才有望发挥。即我们预期,随着股权适度集

中,公司治理水平提升将引致运营效率的改善,但改善幅度可能是递减的。因此,作为对分组估计的一种补充,针对假设2,本文采用 Hansen(1999)面板门限回归模型<sup>[30]</sup>,采用格点搜寻法寻找使以下模型的残差平方和最小的门限值。

具体而言,为避免主观判断分界点形成的偏误,假设第一大股东的持股比例存在一个门限水平 $\tau$ ,使得在 $x_{it}>\tau$ 与 $x_{it}\leq\tau$ 两侧,“治理效应”会呈现出显著的差异。再引入虚拟变量 $D_{it}$ ,使其满足: $D_{it}=0(x_{it}\leq\tau)$ 时, ( $D_{it}=1(x_{it}>\tau)$ 时),并设立式(6)如下:

$$roa_{it}=\gamma_0+\gamma_1D_{it}\cdot own1_{it}+\gamma_2(1-D_{it})own1_{it}+\gamma_3ctrl_{it}+u_{it}+\eta_{it} \quad (6)$$

式(6)为存在一个门限值的情况,如果存在更多门限值,可以此类推。除政治关联度之外,将可能影响企业绩效的其他一些因素,比如资产负债率、销售净利率、现金流水平、纳税贡献度等,作为控制变量,用ctrl<sub>it</sub>表示。 $\mu_{it}$ 表示个体效应, $\eta_{it}$ 表示随机误差项。

## 3.双重差分模型

创业板开市至今,退市监管力度不断加强,以2014年公布的《退市意见》为标志<sup>③</sup>,在此之前,通

过获取补贴进而管理盈余的操作空间较大;之后, 盈余操纵的难度增大。为评估此次退市制度改革对受补贴程度不同的上市公司企业绩效的净效应, 本文选择运用双重差分(DID)模型来进行估计。具体思路如下:

引入一个行业虚拟变量  $dh$  和一个时间虚拟变量  $dt$  来区别完善退市政策前后, 对受政策扶持力度不同行业的影响。其中,  $dh=1$  代表显著受到补贴政策关照的“文化体育娱乐”、“农林牧渔”、“租赁和商务服务”、“交通运输仓储邮政”等行业,  $dh=0$  代表其他行业;相应的, 令  $dt=1$  和  $dt=0$  分别代表《退市意见》公布之后和之前的年份。构建模型如下:

$$roa_{it} = \theta_0 + \theta_1 dh_{it} + \theta_2 dt_{it} + \theta_3 dh_{it} \times dt_{it} + \theta_4 ctrl_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(7)中各个参数的含义为, 对于显著受到补贴扶持的行业( $dh=1$ ), 《退市意见》公布前后的经济绩效分别为  $\theta_0 + \theta_1$  和  $\theta_0 + \theta_1 + \theta_2 + \theta_3$ , 所以, 经济绩效的变化幅度( $\Delta roa_{it}$ )是  $\theta_2 + \theta_3$ , 其中, 包含了逐渐趋严、细化的退市制度及其他政策的共同作用。同样, 对其他行业( $dh=0$ ), 《退市意见》公布前后的经济绩效分别为  $\theta_0$  和  $\theta_0 + \theta_2$ , 于是, 未获得补贴显著扶持行业经济绩效的变化幅度( $\Delta roa_{it}$ )为  $\theta_2$ 。不过, 即使《退市意见》没有发布, 受补贴扶持行业的上市公司也会在其他因素推动下实现经济效益。因此, 本文用处理组在《退市意见》公布前后经济绩效的差异( $\Delta roa_{it}$ ), 减去控制组在《退市意见》公布前后经济绩效的差异( $\Delta roa_{it}$ ), 得到始于2014年的这一轮退市制度改革对受补贴扶持行业中公司资产运营绩效的净效应  $\Delta roa = \theta_3$ 。如果《退市意见》促进了这些公司效益提高, 预期  $\theta_3$  的估计系数应显著为正。

#### 四、模型估计与实证分析

##### (一)政府补贴、政治关联对企业绩效的影响

回归结果发现, 虽然高管的政治关联度对企业经济绩效具有一定的正向影响[表6第(1)列], 但是, 政府补贴的负面作用确实存在(表6第1行), 补贴规模每增加1%, 引起资产收益率平均下滑4%左右。而且, 从交互项看, 不同程度政治身份的调节效应的确存在明显差异。高政治关联度强化了政府补贴对经济绩效的负向影响, 这说明寻求政治关联的行为尽管对提升高管个人的社会形象有利, 但是, 对中小创新型企业而言, 从补贴中

获取的直接或间接收益不足以抵补为建立并维系政治关联付出的成本, 导致资产收益率被拉低;对中、低政治关联度的企业, 政治身份的吸引力有限, 对经济绩效的改善并不显著[表6第(3)、(4)列]。

基于双向固定效应的回归结果[表6第(5)、(6)列], 纵向比较, 假定其他因素不变, 销售净利率每提升0.67~0.68个百分点, 将给资产收益率带来1个百分点的增长, 对业绩的改善作用最大。其次是营业收入和纳税贡献度, 也有可观的正向作用。值得注意的是, 资产负债率的系数也显著为正, 且回归系数均小于0.25。对此的理解是, 适度负债经营有利于中小企业及时抓住市场机遇, 发挥规模经济, 对企业价值会带来一定的正面效应。而且与主板相比, 创业板公司目前负债率整体较低,<sup>④</sup>适度利用杠杆效应来提升资产收益率还有一定空间;但是, 随着需求端投资、消费增速回落, 供给端成本刚性上升, 利润增速普遍下滑, 企业家提高了对预期投资收益率小于负债成本率的警惕, 加杠杆的意愿减退。横向比较, 当期获取的政府补贴没能对当期企业绩效发挥积极的作用, 甚至滞后1期、滞后2期的政府补贴也在0.01显著性水平下与资产收益率负相关。这意味着, 以高科技、高成长为特色的创业板公司而言, 过于依赖“扶持之手”对后续业绩发展的弊大于利。

##### (二)股权集中度对政治关联绩效的门限效应

在“单一门限”、“两重门限”和“三重门限”的设定下, 分别对式(7)进行估计, 得到的F估计量和采用Bootstrap方法得出的P值如表7所示。不难看出, “单一门限”和“双重门限”估计效果都比较显著, 相应的自抽样P值分别均为0.000和0.047, 而“三重门限”效果不显著, 因此, 更适合采

表5 Hausman 检验结果

| 变量                               | (b)<br>固定效应 | (B)<br>随机效应 | (b-B)<br>两者的差异 | S.E.   |
|----------------------------------|-------------|-------------|----------------|--------|
| lnsubsidy                        | -0.0296     | -0.0390     | 0.0094         | 0.0035 |
| lnsale                           | -0.0697     | -0.0006     | -0.0691        | 0.0096 |
| lnlev                            | 0.4059      | 0.4006      | 0.0053         | 0.0080 |
| lnntax                           | 0.3901      | 0.4031      | -0.0131        | 0.0078 |
| lnros                            | 0.8349      | 0.7471      | 0.0879         | 0.0108 |
| _cons                            | 3.3610      | 2.0293      | 1.3317         | 0.1599 |
| chi2(6)=247.55, Prob>chi2=0.0000 |             |             |                |        |

注: 作者利用Stata软件检验得到。

表6 政府补贴、政治关联对中小创新型企业绩效的影响

| 变量                    | 混合回归       |            |            |            | 双向固定效应     |            |
|-----------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
|                       | OLS        | 引入交乘项      |            |            | 滞后 1 期     | 滞后 2 期     |
|                       | (1)        | (2)        | (3)        | (4)        | (5)        | (6)        |
| Insbsidy              | -0.0426*** | -0.0409*** | -0.0432*** | -0.0478*** | -0.0244*** | -0.0246*** |
|                       | (0.0070)   | (0.0073)   | (0.0077)   | (0.0114)   | (0.0067)   | (0.0076)   |
| Insale                | 0.0392***  | 0.0389***  | 0.0408***  | 0.0411***  | 0.5082***  | 0.5432***  |
|                       | (0.0123)   | (0.0123)   | (0.0123)   | (0.0124)   | (0.0262)   | (0.0316)   |
| Inlev                 | 0.3616***  | 0.3616***  | 0.3633***  | 0.3627***  | 0.2375***  | 0.2452***  |
|                       | (0.0122)   | (0.0122)   | (0.0122)   | (0.0123)   | (0.0156)   | (0.0183)   |
| Intax                 | 0.3999***  | 0.4002***  | 0.3958***  | 0.3948***  | 0.3141***  | 0.3137***  |
|                       | (0.0110)   | (0.0110)   | (0.0109)   | (0.0109)   | (0.0145)   | (0.0177)   |
| Inros                 | 0.6654***  | 0.6660***  | 0.6657***  | 0.6671***  | 0.6827***  | 0.6725***  |
|                       | (0.0161)   | (0.0161)   | (0.0161)   | (0.0161)   | (0.0187)   | (0.0451)   |
| hscore                | 1.1691***  | 0.4769*    |            |            |            |            |
|                       | (0.2134)   | (0.3166)   |            |            |            |            |
| mscore                | 1.0430***  |            | -0.1024    |            |            |            |
|                       | (0.2106)   |            | (0.2218)   |            |            |            |
| lscore                | 1.0778***  |            |            | -0.0918    |            |            |
|                       | (0.2095)   |            |            | (0.1984)   |            |            |
| Insbsidy × hscore     |            | -0.0250*   |            |            |            |            |
|                       |            | (0.0209)   |            |            |            |            |
| Insbsidy × mscore     |            |            | 0.0038     |            |            |            |
|                       |            |            | (0.0147)   |            |            |            |
| Insbsidy × lscore     |            |            |            | 0.0063     |            |            |
|                       |            |            |            | (0.0132)   |            |            |
| Year2010              |            |            |            |            | -0.4791*** | -0.3099*** |
|                       |            |            |            |            | (0.0361)   | (0.0350)   |
| Year2012              |            |            |            |            | -1.0792*** | -0.9119*** |
|                       |            |            |            |            | (0.0452)   | (0.0442)   |
| Year2014              |            |            |            |            | -1.2604*** | -1.1046*** |
|                       |            |            |            |            | (0.0520)   | (0.0530)   |
| _cons                 |            | 1.0505***  | 1.0530***  | 1.0999***  | -8.1287*** | -9.0259*** |
|                       |            | (0.2112)   | (0.2160)   | (0.2497)   | (0.5095)   | (0.6250)   |
| N                     | 2872       | 2872       | 2872       | 2872       | 2399       | 1921       |
| adj.R <sup>2</sup>    | 0.9635     | 0.7108     | 0.7100     | 0.7094     | 0.8544     | 0.8351     |
| Pseudo R <sup>2</sup> |            |            |            |            |            |            |
| F                     | 9469.96    | 1008.94    | 1005.23    | 1002.46    | 1016.07    | 723.94     |

注: \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01; 括号内为标准误; 第(5)、(6)列中, Insbsidy 分别为滞后 1 期和滞后 2 期, 其余年份虚拟变量均在 1%水平上显著, 限于篇幅, 未逐年报告。

资料来源: 作者应用 Stata 软件分析获得。



表 7 门限效应检验

| 门限检验类型 | F 值        | P 值   | 自抽样次 | 临界值     |         |         |
|--------|------------|-------|------|---------|---------|---------|
|        |            |       |      | 1%      | 5%      | 10%     |
| 单一门限   | 260.014*** | 0.000 | 50   | 224.270 | 113.828 | 94.302  |
| 双重门限   | 84.651**   | 0.047 | 300  | 187.572 | 135.540 | 109.770 |
| 三重门限   | 0.000      | 0.210 | 300  | 0.000   | 0.000   | 0.000   |

注:P 值和临界值均为应用 Stata 软件采用 Bootstrap 方法反复抽样得到的结果;\*\*\*、\*\* 和 \* 分别代表 1%、5%和 10%的显著性水平。

用二重门限模型进行分析。

根据门限值对应的似然比检验,当第一大股东持股占比的对数( $\ln own1$ )达到-0.364、-1.230和-1.093时, $\ln own1$ 回归的似然比(LR)统计量会发生变化,但仅有前两个显著。因此,二重门限值分别选取为-0.364和-1.230。据此,本文将创业板上市公司按股权集中度分为低集中度( $\ln own1 < -1.23$ )、中等集中度( $-1.23 < \ln own1 < -0.364$ )和高集中度( $\ln own1 > -0.364$ )三个类别。三个门限估计值与其置信区间如表 8 所示:

表 8 门限估计值和门限置信区间

| 模型     | 伽马值      | 门限估计值  | 95%置信区间          |
|--------|----------|--------|------------------|
| 单一门限模型 | g1       | -0.364 | [-0.500, -0.279] |
| 双重门限模型 | Ito1(g1) | -1.230 | [-1.234, -1.204] |
|        | Ito2(g2) | -0.373 | [-0.416, -0.118] |
| 三重门限模型 | g3       | -1.093 | [-1.204, -0.118] |

注:作者应用 Stata 软件检验得到。

与主板相比,目前,创业板股权集中度仍处于较低的水平<sup>⑤</sup>,第一大股东平均持股比例仅有 16.81%。从表 9 可知,股权集中度对政治关联对企业绩效的影响存在门限特征,与假设 2 的预期基本相符。当第一大股东持股比例低于 29.23%( $\ln own1 < -1.23$ )时,高管政治关联度与企业资产收益率呈现负相关;当第一大股东持股比例超过 29.23%后,在一重门限模型中,政治关联度对企业绩效的影响由负转正,二重门限模型( $-1.23 < \ln own1 < -0.364$ )的估计结果进一步印证了这一效应,政治关联度提高 1 个百分点,对资产收益率的正向影响从 0.0241 个百分点显著提升至 0.248 个百分点。对此的理解是:第一,当股权高度分散时,单一股东的控制力较弱,合并报表的影响也较小,企业寻求政治关联付出的成本可能远大于短期内获得的收益,从而拉低了资产回报率。第二,股权适度集中后,政治关联的治理效应将逐步释放:一

方面,具有政治资源的高管更熟悉地方经济政策走向,有利于降低委托代理成本,职业经理人自身利益也因此更紧密得与公司发展联系在一起;另一方面,具有从政、参政经历的高管有助于稳定企业控制权,降低“内部人控制”或“野蛮人”入侵的风险,减少短期行为,稳定盈利预期。以往对创业板公司“业绩变脸”的研究忽视了这一点。本文从公司治理效应切入,肯定了股权适度集中对提升企业绩效的积极作用,拓展了于蔚等(2012)基于信息效应和资源效应,对政治关联缓解中小企业融资约束机理的考察<sup>[9]</sup>。

### (三)退市制度改革对政府补贴绩效的影响

采用双重差分(DID)法估计的结果见表 10。第(1)列是没有加入其他控制变量的估计结果,第(2)、(3)、(4)、(5)列是加入其他控制变量后的估计结果。不难发现:1.表征退市改革时间窗口的虚拟变量  $dt$  的回归系数均显著为负,说明无论是否加入其他控制变量,创业板退市制度趋严的背景下,盈余中的“水分”被挤出后,资产收益率也随之回落;2.表征行业扶持倾向的虚拟变量  $dh$  的回归系数均不显著,说明补贴政策在具体实施过程中更多地表现为一种“输血式”的救济,受扶持行业获取了高于市场平均水平的补贴,但其经营效益整体上却没有明显异于其他行业,这也证实了假设 3 的预判;3.交互项  $dh \times dt$  的系数在引入其他控制变量前后,均不显著。这意味着,由于对违规、绩差公司追责、赔偿等配套制度的欠缺,这一轮退市制度改革没有给受补贴扶持行业中公司绩效的净效应带来明显改观。

控制变量的回归结果表明,纳税贡献度、资产周转率、现金回收率、雇员规模等因素对创业板上市公司成长起到了明显的推动作用。相反,资本密集度较高的重资产行业,投入周期长、投资门槛高,生产运营中滞后的规模效应降低了资产周转



表9 股权集中度对政治关联经济绩效的门限估计

| 变量                    | lnroa      |             |                    |             |
|-----------------------|------------|-------------|--------------------|-------------|
|                       | 混合 OLS     | 一重门限        | 二重门限               |             |
|                       | 固定效应       | own1<29.23% | 29.23%<own1<69.48% | own1>69.48% |
| lnsale                | -0.0930*** | 0.0513***   | 0.0687***          | 0.0820***   |
|                       | (0.1120)   | (2.43)      | (3.25)             | (3.95)      |
| lnlev                 | 0.4180***  | 0.2420***   | 0.2560***          | 0.2790***   |
|                       | (0.0130)   | (10.36)     | (11.08)            | (12.24)     |
| lntax                 | 0.3781*    | 0.3380***   | 0.3220***          | 0.2990***   |
|                       | (0.0122)   | (18.64)     | (17.68)            | (17.29)     |
| lnros                 | 0.8515***  | 0.6430***   | 0.6590***          | 0.7140***   |
|                       | (0.0176)   | (26.18)     | (26.94)            | (28.96)     |
| lnscore_1             |            | -0.0190*    | -0.115*            | -0.0498***  |
|                       |            | (-0.28)     | (-1.64)            | (-0.89)     |
| lnscore_2             |            | 0.2530***   | 0.0241*            |             |
|                       |            | (3.52)      | (0.35)             |             |
| lnscore_3             |            |             | 0.2480***          | 0.1250**    |
|                       |            |             | (3.50)             | (2.25)      |
| lnscore_4             |            |             |                    | 0.3330***   |
|                       |            |             |                    | (6.15)      |
| _cons                 | 3.3822***  | -0.3780***  | -0.7270***         | -1.0520***  |
|                       | (0.2218)   | (-0.85)     | (-1.64)            | (-2.53)     |
| N                     | 3215       | 1127        | 1127               | 1127        |
| R <sup>2</sup> within | 0.7840     | 0.783       | 0.788              | 0.796       |
| F 值                   | 2474.93    | 818.71      | 509.24             | 532.53      |

注:\*p<0.10,\*\*p<0.05,\*\*\*p<0.01;括号内为标准误。

资料来源:作者应用 Stata 软件分析获得。

率,短期内不利于资产增值;劳动力成本快速增长推动薪酬水平持续上升,也在一定程度上侵蚀了利润,对资产回报率产生了向下的拉力。不过,预期受政治关联度影响的非生产性支出对资产收益率的作用非常微弱,弹性系数仅有 0.0175,而且并不显著。这与现有的一些观察不同,主要原因在于:1.逯东等(2012)的研究对象侧重于国有上市公司<sup>[18]</sup>,组织任命的官员型高管受任期、晋升制度的约束,倾向于带来更多的非生产性支出,而本文样本中民营企业占比高达 88.80%,预算软约束的问题得以有效克服;2.民营企业相对清晰的股权结构也有助于缩短委托代理链条,促使企业厉行节约,提高决策执行效率。值得注意的是,加入其他控制变量之后,政府补贴对资产收益的影响由负转正。这一转变反映出,尽管此次退市制度改革带给受

扶持行业的净效应有限,但是,从严监管有利于倒逼企业提升资产周转、现金回收等综合运营能力,从而挤出补贴的负向作用。

由于区域经济发展不平衡,地方政府治理水平相差悬殊。经济基础好的省份,产业集聚水平高,财力充裕,政府补贴对企业绩效的溢出效应是否比较强?反之,经济底子薄的省份,财力欠缺,补贴的溢出效应是否比较弱呢?回归结果显示(表 10 第(5)列),引入表征地方财力相对水平的虚拟变量 gdpdum 尽管有正向作用,但不显著,不支持这样的预期。经过多年的招商引资,各地方已经认识到与其在土地优惠、税收减免上做文章,不如在更为重要的公共服务

水平、市场竞争环境、地区信用状况等软实力上补短板。所以,不难理解国际金融危机之后,全球产业链布局的深度调整,为何省际间财政实力差异对补贴绩效的影响越来越有限。

#### 五、稳健性检验

上文定义的政府补贴包括:财政拨付、财政贴息、税收减免和税收返还等项目。税收返还政策主要由中央政府制定,地方政府可操作空间较小。故为了清楚地揭示地方政府主导下补贴措施的作用机制,评估实施效果,此处,调整政府补贴的度量口径,即从政府补贴所有项目中扣除税收返还和减免,留下财政拨付和财政贴息两部分,记为 localsubsidy,进行稳健性检验。部分结果如表 11 所示<sup>⑥</sup>,与前文基本一致。其余结果也显示,以上估计过程和主要结论均是稳健的。这说明,随着“保

表 10 退市制度改革对政府补贴绩效的影响

|                       | lnroa      |            |            |            |            |
|-----------------------|------------|------------|------------|------------|------------|
|                       | (1)        | (2)        | (3)        | (4)        | (5)        |
| dh                    | -0.1609    | -0.2088*   | -0.0046    | -0.1144    | -0.1101    |
|                       | (0.1093)   | (0.1193)   | (0.0995)   | (0.1609)   | (0.1610)   |
| dt                    | -0.8445*** | -0.8619*** | -0.2518*** | -0.3818*** | -0.3808*** |
|                       | (0.0340)   | (0.0280)   | (0.0276)   | (0.0443)   | (0.0443)   |
| dh × dt               | 0.0928     | 0.1719     | -0.1529    | -0.0750    | -0.0733    |
|                       | (0.1093)   | (0.1187)   | (0.1026)   | (0.1495)   | (0.1496)   |
| lnsubsidy             |            | -0.0335*** | 0.0405***  | 0.0350***  | 0.0357***  |
|                       |            | (0.0108)   | (0.0087)   | (0.0146)   | (0.0146)   |
| lntax                 |            |            | 0.4843***  | 0.6032***  | 0.6018***  |
|                       |            |            | (0.0163)   | (0.0253)   | (0.0254)   |
| lncapi                |            |            | -0.0657*** | -0.0892*** | -0.0881*** |
|                       |            |            | (0.0125)   | (0.0186)   | (0.0186)   |
| lnturn                |            |            | 0.4942***  | 0.3631***  | 0.3623***  |
|                       |            |            | (0.0253)   | (0.0427)   | (0.0427)   |
| lnwage                |            |            | -0.1331*** | -0.1672*** | -0.1746*** |
|                       |            |            | (0.0271)   | (0.0448)   | (0.0455)   |
| lnstaff               |            |            | 0.0427     | 0.1363***  | 0.1418***  |
|                       |            |            | (0.0291)   | (0.0457)   | (0.0461)   |
| lncash                |            |            | 0.0925***  | 0.0564***  | 0.0554***  |
|                       |            |            | (0.0109)   | (0.0153)   | (0.0154)   |
| lncostsale            |            |            |            | 0.0175     | 0.0198     |
|                       |            |            |            | (0.0366)   | (0.0367)   |
| gdpdum                |            |            |            |            | 0.0502     |
|                       |            |            |            |            | (0.0534)   |
| _cons                 | -1.6060*** |            | 1.3357***  | 1.9494***  | 1.9494***  |
|                       | (0.0240)   |            | (0.3231)   | (0.5722)   | (0.5722)   |
| N                     | 3252       | 2903       | 2153       | 1174       | 1174       |
| R <sup>2</sup> within | 0.3884     | 0.4224     | 0.7304     | 0.5885     | 0.5886     |
| Wald 检验值              | 1290.06    | 1240.29    | 4909.33    | 1547       | 1548       |

注：\*p<0.10,\*\*p<0.05,\*\*\*p<0.01,括号内为标准误。

资料来源：作者应用 Stata 软件分析获得。

增长”、“稳就业”压力层层传递、任务层层分解，无论是源自中央部委统筹规划、有意为之，还是地方政府因势利导、扶强帮弱，在上市公司较强的上下游产业关联、税源关联和就业关联驱动下，企业高管的政治身份对获取政府补贴，进而影响企业绩效的机制都是相似的。

## 六、结论与启示

寻求一定级别的政治身份，进而建立政治关联成为一些企业家应对市场不完善、竞争不充分

的替代选择。高管的政治关联程度越紧密，所在公司申请政府补贴时越有利。然而，高额补贴的效益怎样？股权集中度对政治关联的经济绩效有什么作用？行业间补贴的配置效率又是如何？围绕这些问题，本文以中国创业板 484 家上市公司为研究对象，全面分析了政府补贴、高管政治关联与企业绩效之间的关系。实证结果表明：

1. 政府补贴对创业板公司的经济绩效具有明显的负向作用，而且高管政治身份的调节效应存

表 11 政府补贴、政治关联对中小创新型企业绩效的影响:稳健性检验

| 变量                      | 混合回归       |            |            |            | 双向固定效应     |            |
|-------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
|                         | OLS        | 引入交乘项      |            |            | 滞后 1 期     | 滞后 2 期     |
|                         | (1)        | (2)        | (3)        | (4)        | (5)        | (6)        |
| lnlocalsubsidy          | -0.0543*** | -0.0556*** | -0.0539*** | -0.0633*** | -0.0319*** | -0.0284*** |
|                         | (0.0067)   | (0.0069)   | (0.0073)   | (0.0109)   | (0.0076)   | (0.0090)   |
| lnsale                  | 0.0544***  | 0.0543***  | 0.0562***  | 0.0565***  | 0.5147***  | 0.5482***  |
|                         | (0.0124)   | (0.0124)   | (0.0124)   | (0.0124)   | (0.0528)   | (0.0594)   |
| lnlev                   | 0.3551***  | 0.3553***  | 0.3569***  | 0.3562***  | 0.2373***  | 0.2471***  |
|                         | (0.0122)   | (0.0122)   | (0.0122)   | (0.0122)   | (0.0248)   | (0.0286)   |
| lntax                   | 0.3989***  | 0.3993***  | 0.3947***  | 0.3942***  | 0.3128***  | 0.3115***  |
|                         | (0.0109)   | (0.0109)   | (0.0108)   | (0.0109)   | (0.0325)   | (0.0372)   |
| lnros                   | 0.6718***  | 0.6723***  | 0.6722***  | 0.6733***  | 0.6808***  | 0.6707***  |
|                         | (0.0160)   | (0.0160)   | (0.0160)   | (0.0160)   | (0.0486)   | (0.0511)   |
| hscore                  | 1.0400***  | 0.5300**   |            |            |            |            |
|                         | (0.2130)   | (0.3018)   |            |            |            |            |
| mscore                  | 0.9158***  |            | -0.0233    |            |            |            |
|                         | (0.2103)   |            | (0.2097)   |            |            |            |
| lscore                  | 0.9461***  |            |            | -0.1765    |            |            |
|                         | (0.2092)   |            |            | (0.1877)   |            |            |
| lnlocalsubsidy × hscore |            | -0.0286*** |            |            |            |            |
|                         |            | (0.0201)   |            |            |            |            |
| lnlocalsubsidy × mscore |            |            | -0.0012    |            |            |            |
|                         |            |            | (0.0139)   |            |            |            |
| lnlocalsubsidy × lscore |            |            |            | 0.0117     |            |            |
|                         |            |            |            | (0.0125)   |            |            |
| _cons                   |            | 0.9113***  | 0.9035***  | 1.0261***  | -8.154***  | -9.1053*** |
|                         |            | (0.2109)   | (0.2150)   | (0.2457)   | (0.9844)   | (1.1399)   |
| N                       | 2861       | 2861       | 2861       | 2861       | 2388       | 1910       |
| adj.R <sup>2</sup>      | 0.9641     | 0.7160     | 0.7145     | 0.7147     | 0.8542     | 0.8333     |
| Pseudo R <sup>2</sup>   |            |            |            |            |            |            |
| F                       | 9596.12    | 1027.73    | 1022.91    | 1020.92    | 303.45     | 261.74     |

注: \*p<0.10, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01; 括号内为标准误; 第(5)、(6)列中, lnsubsidy 分别为滞后 1 期和滞后 2 期, 限于篇幅, 未报告年份虚拟变量回归结果。

资料来源: 作者应用 Stata 软件分析获得。

在显著差异。引入交互项后发现, 政府补贴的负向影响在高政治关联度企业中被强化, 呼应了对政治关联企业会计表现弱于非政治关联企业的观察 (Faccio 等, 2010)<sup>[31]</sup>, 而在中、低政治关联度的企业中, 效果并不显著。

2. 政治关联对企业绩效的影响随股权集中度变化而呈现出门限特征。当第一大股东持股比例低于 29.23% 时, 高管政治关联度与企业资产收益

率呈现负相关; 当第一大股东持股比例超过 29.23% 后, 在一重门限模型中, 政治关联度对企业绩效的影响由负转正, 二重门限模型的估计结果进一步印证了这一特征。

3. 输血式的扶持倾向弱化了政府补贴的溢出效应, 降低了资金配置效率, 阻碍了企业绩效的提升。受扶持的“文化体育娱乐”、“农林牧渔”、“租赁和商务服务”、“交通运输仓储邮政”行业获取了高



于市场平均水平的补贴,但其经营效益整体上并没有明显异于其他行业。而且,退市制度改革没能给整体企业绩效的净效应带来改观,省际间财政实力差异对补贴绩效的影响不显著。

当前,经济下行压力不减,民营企业是中国经济创新的主要力量,如何发挥这支主力军建设性的作用,实现经济增长与政治治理的有效衔接,营造亲清新型政商关系尤为关键。从本文研究出发,有以下三点启示:

第一,为民营企业企业家参政议政,规范、有序地参与公共决策,开辟公开、高效、制度化的渠道。现行体制下,无论是地方“两会”,还是全国“两会”,“调研—提案—审议—修订—实施”往往历时较长。于是,闭会期间,加强政治关联,进而争取主管部门的扶持、关照便被一些企业家视为一条捷径。长此以往,不仅于企业绩效无益,还容易滋生寻租等违法行为,破坏政治生态环境。应进一步加大简政放权的力度,及时改进负面清单,真正为民营经济松绑;也应借助大数据、云计算等先进技术,推进“互联网+参政议政”的深度融合,提高研究、决策、实施的效率,为企业家“开正门,堵偏门”。

第二,上市公司应保持一定的股权集中度,关于增发、配股、重大资产重组、收购等涉及股权结构调整的重要决策,要充分兼顾风险内控与有效激励,明确决策规则,完善执行程序。股权分置改革后,大股东及关联方侵占、挪用上市公司资金的问题大幅减少,实证分析表明大股东保持一定的持股比例对提升企业绩效还是有利的。否则,如果股权过于分散,尤其对一些资产良好,盈利前景不错的上市公司,将难以避免场外“野蛮人”恶意入侵,扰乱发展规划,损害中小股东的利益。

第三,引入第三方机构及时评估政府补贴效果,提高补贴决策的透明度。从国外实践来看,政府补贴作为宏观经济调控的一种手段,并非中国独有,目标大都是为了实现社会福利最大化。本文实证分析表明,对一些受扶持行业上市公司的补贴背离了实施的初衷。而且,有证据发现补贴盈利公司比补贴亏损公司的效果更好,采用税收方式的比非税收方式对公司价值提升作用更明显(Edward Lee et.al, 2014)<sup>[32]</sup>。据此,对“僵尸企业”要果断停止“输血”,对因资金周转等外部原因申请补贴的企业,也应明确接受补贴后应尽的职责。

同时,加强上市公司对接受补贴的不定期披露,改进临时报告标准和报告时点,防止受补贴公司患上补贴依赖症。

本文未详细区分补助资金来源渠道的差异。事实上,政府补贴可细分为研发补助、上市补助、亏损补助等多种类型,不同类型补贴的作用机制和产生的效果可能不尽相同。识别不同补助类型对企业绩效的影响机制也是未来进一步研究的方向。

注释:

①根据《企业会计准则第16号》,政府补助主要包括:财政拨款、财政贴息、税收返还、无偿划拨非货币性资产等四种形式,增值税出口退税不属于政府补助。为保持上下文一致,此处用政府补贴来统称企业从政府取得的所有无偿的货币性资产或非货币性资产。

②独立董事在学术界、政界比较活跃,不少都担任过地方人大代表或政协委员。但是,从公司治理实践看,大多数公司的独立董事发挥作用有限,故为了更准确地衡量公司真实政治关联程度,本文将独立董事排除在外。

③在沪深两市交易所对2012年对退市制度进行完善的基础上,2014年10月份,证监会出台《关于改革完善并严格实施上市公司退市制度的若干意见》。

④2014年末,剔除金融类后,主板上市公司和创业板上市公司的资产负债率分别为64.22%和35.11%。

⑤根据Wind资讯数据统计,沪深主板上市公司中,第一大股东的平均持股比例高达47.09%。

⑥限于篇幅,其余的稳健性检验,不再列示,如有需要,可向作者索取。

参考文献:

- [1]邵敏,包群.地方政府补贴企业行为分析——扶持强者还是保护弱者[J].世界经济文汇,2011(1).
- [2]孔东民,李天赏.政府补贴是否提升了公司绩效与社会责任?[J].证券市场导报,2014(6).
- [3]Mara Faccio.Politically Connected Firms[J].The American Economic Review,2006,96(3):369-386.
- [4]吴文锋,回雅甫,潘红波.中国民营上市公司高管的政府背景与公司价值[J].经济研究,2008(3)7.
- [5]吴文锋,吴冲锋,芮萌.中国上市公司高管的政府背景与税收优惠[J].管理世界,2009(3).
- [6]罗党论,刘璐.民营上市公司“出身”、政治关系与债务融资[J].经济管理,2010(7).
- [7]杨其静.企业成长:政治关联还是能力建设?[J].经济研究,2011(10).
- [8]张敏,张胜,申慧慧,王成方.政治关联与信贷资源配置效率——来自我国民营上市公司的证据[J].管理世界,2011(11).

- [9]邓新明.我国民营企业政治关联、多元化战略与公司绩效[J].南开管理评论,2011(4).
- [10]逯东,林高,杨丹.政府补助、研发支出与市场价值——来自创业板高新技术企业的经验证据[J].投资研究,2012(9).
- [11]王红建,李青原,邢斐.金融危机、政府补贴与盈余操纵——来自中国上市公司的经验证据[J].管理世界,2014(7).
- [12]冯延超.中国民营企业政治关联与税收负担关系的研究[J].管理评论,2012(6).
- [13]田利辉,张伟.政治关联影响我国上市公司长期绩效的三大效应[J].经济研究,2013(11).
- [14]贺小刚,张远飞,连燕玲,吕斐斐.政治关联与企业价值——民营企业与国有企业的比较分析[J].中国工业经济,2013(1).
- [15]李爽.要素价格扭曲、政治关联与中国工业企业技术创新的积极性[J].财贸研究,2018(9).
- [16]Marusca de Castris and Guido Pellegrini. Evaluation of Spatial Effects of Capital Subsidies in the South of Italy [J]. Regional Studies, 2014, 46(4).
- [17]余明桂,回雅甫,潘红波.政治联系、寻租与地方政府补贴有效性[J].经济研究,2010(3).
- [18]逯东,林高,黄莉,杨丹.“官员型”高管、公司业绩和非生产性支出——基于国有上市公司的经验证据[J].金融研究,2012(6).
- [19]于蔚,汪淼军,金祥荣.政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J].经济研究,2012(9).
- [20]肖兴志,王伊攀.政府补贴与企业社会资本投资决策——来自战略性新兴产业的经验证据[J].中国工业经济,2014(9).
- [21]余玉苗,周莹莹,潘珺.聘请退休政府官员背景独立董事事给上市公司带来好处了吗?[J].经济评论,2015(1).
- [22]邓超,张恩道,樊步清,许志勇.政府补贴、股权结构与中小创新型企业经营绩效研究——基于企业异质性特征的实证检验[J].中国软科学,2019(7).
- [23]王化成,曹丰,叶康涛.监督还是掏空:大股东持股比例与股价崩盘风险[J].管理世界,2015(2).
- [24]陈明端.经济发展、政府偏袒与公司发展——基于政府代理问题与公司代理问题的分析[J].经济研究,2015(1).
- [25]谢攀,林致远.地方保护、要素价格扭曲与资源误置——来自A股上市公司的经验证据[J].财贸经济,2016(2).
- [26]孔东民,刘莎莎,王亚男.市场竞争、产权与政府补贴[J].经济研究,2012(2).
- [27]耿强,胡睿昕.企业获得政府补贴的影响因素分析——基于工业企业数据库的实证研究[J].审计与经济研究,2013(6).
- [28]侯青川,靳庆鲁,陈明端.经济发展、政府偏袒与公司发展——基于政府代理问题与公司代理问题的分析[J].经济研究,2015(1).
- [29]陈维,吴世农,黄飘飘.政治关联、政府扶持与公司业绩——基于中国上市公司的实证研究[J].经济学家,2015(9).
- [30]Hansen, B. Threshold Effects in Non-dynamics Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2).
- [31]Mara Faccio. Differences between Politically Connected and Non-connected Firms: A Cross-Country Analysis [J]. Financial Management, 2010, 39(3).
- [32]Edward Lee, Martin Walker and Cheng Zeng. Do Chinese Government Subsidies Affect Firm Value? [J]. Accounting, Organizations and Society, 2014, 39(3).

(责任编辑:潘维永)